



Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento
ISSN: 1852-4206
paulaabate@gmail.com
Universidad Nacional de Córdoba
Argentina

Bello-Vidal, Catalina; Capa-Luque, Walter; Mora-Silva, Nancy; Villanueva-Benites, Maritza Evangelina; Manrique-Borjas, Gloria; Ochoa-Vigo, Kattia
Construcción y validación de un cuestionario para medir la participación comunitaria en población adulta
Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento,
vol. 11, núm. 3, 2019, Septiembre-, pp. 81-92
Universidad Nacional de Córdoba
Córdoba, Argentina

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=333467107008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Construcción y validación de un cuestionario para medir la participación comunitaria en población adulta

revistas.unc.edu.ar/index.php/racc

FE DE ERRATA

Bello-Vidal, Catalina^a; Capa-Luque, Walter^{*a}; Mora-Silva, Nancy^b; Villanueva-Benites, Maritza Evangelina^c; Manrique-Borjas, Gloria^d; Ochoa-Vigo, Kattia^e

Artículo Metodológico

Resumen	Abstract	Tabla de Contenido
<p>Se reporta la construcción del Cuestionario de Participación Comunitaria (CPC) para población adulta urbana. Para el análisis de ítems, la estructura interna del constructo y la confiabilidad se utilizó una muestra aleatoria de 255 residentes en el distrito Villa El Salvador (Lima), con edades de 18 a 59 años, de estratos socioeconómicos medios bajos o bajos. Para examinar validez relacionada con otras variables se consideró otra muestra de 51 pobladores. El CPC posee 32 ítems y 8 dimensiones. En la validación de contenido participaron 16 jueces y los valores V de Aiken ($\geq .94$) resultaron satisfactorios. El análisis factorial exploratorio presentó una varianza total acumulada de 69.7%, con cargas mayores a .35; asimismo, el análisis factorial confirmatorio evidenció muy buen ajuste (CFI = .96; GFI = .98; $\chi^2/df = 1.35$; RMSEA = .03). Los coeficientes ($> .95$) theta, omega, H y compuesta evidencian la alta confiabilidad del CPC.</p> <p>Palabras clave: participación comunitaria, validación, confiabilidad, cuestionario.</p>	<p>Construction and validation of a questionnaire to measure community participation in the urban adult population. This study presents the construction of the Community Participation Questionnaire (CPC) for urban adult population. For the analysis of the items, the internal structure of the construct and reliability, we applied to a random sample of 255 residents living in Villa El Salvador district (Lima), aged between 18 and 59 years old, from medium-low or low socioeconomic strata. To examine the validity related to other variables, we considered another sample of 51 inhabitants. The CPC consists of 32 items, with 8 dimensions. Sixteen judges participated and the Aiken's V values ($\geq .94$) were satisfactory. The exploratory factor analysis showed a cumulative total variance of 69.7%, with factor loads greater than .35; likewise, confirmatory factor analysis shows very good adjustment (CFI = .96, GFI = .98, $\chi^2/df = 1.35$, RMSEA = .03). The coefficients ($> .95$) theta, omega, H and composite evidence the high reliability of the CPC.</p> <p>Keywords: community participation, validation, reliability, questionnaire.</p>	<p>Introducción 81</p> <p>Método 83</p> <p>Diseño 83</p> <p>Participantes 83</p> <p>Instrumentos 83</p> <p>Resultados 84</p> <p>Discusión 88</p> <p>Referencias 90</p>

Recibido el 18 de abril del 2019; Aceptado el 9 de julio del 2019
 Editaron este artículo: Raquel Peltzer, Paula Abate, Sebastián Garrido, Rocío Isabel Foltz e Ignacio Acuña

Introducción

Participación es un término utilizado en ámbitos sociales, políticos, académicos y

^a Universidad Nacional Federico Villarreal, Lima, Perú.

^b Ministerio de la Mujer y Poblaciones Vulnerables, Lima, Perú.

^c Universidad Nacional de la Amazonía Peruana, Iquitos, Perú.

^d Universidad Privada San Juan Bautista, Lima, Perú.

^e Universidad Nacional de Barranca, Lima, Perú.

*Enviar correspondencia a: Capa-Luque, W. E-mail: wcapa7@gmail.com

Esta fe de errata corrige las omisiones y diferencias en el artículo original publicado en el Volumen 11, Número 2, Agosto 2019. Registra cambios en: la filiación institucional de los/as autores/as Capa-Luque, Mora-Silva, Villanueva-Benites, Manrique-Borjas y Ochoa-Vigo (pág. 65).

Citar este artículo como: Bello-Vidal, C., Capa-Luque, W., Mora-Silva, N., Villanueva-Benites, M. E., Manrique-Borjas, G. & Ochoa-Vigo, K. (2019). Construcción y validación de un cuestionario para medir la participación comunitaria en población adulta urbana. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(3), 81-92

populares; arraigado en la conciencia humana al representar un sentido de pertenencia grupal y espacial. Indistintamente, en las investigaciones se utilizan *participación social, participación ciudadana, participación poblacional y participación comunitaria*; falta comprender que toda participación es social por ocurrir en un núcleo humano (Cardona, 2013; Maya, 2004). De esta manera, la participación ciudadana o poblacional tiene una connotación hacia las políticas públicas, deberes y derechos sociales y la participación comunitaria, además, tiene una connotación de sentido de grupo que comparte éxitos, reivindicaciones y problemas en temas específicos, en un espacio territorial limitado (Cardona, 2013).

La elaboración del instrumento para medir el constructo *participación comunitaria* (PC) surge del análisis de la realidad social actual. Se observa que, a pesar del tiempo transcurrido entre Alma Ata y los Objetivos del Milenio declarados por la OMS, aún ni las comunidades ni los actores sociales han logrado desarrollarla, consolidarla u operativizarla de modo efectivo. Resultando ser un constructo escasamente percibido o empoderado por el ciudadano común (Maya, 2013; Organización Mundial de la Salud, 1978; Ramírez, Cabezas, Rieumont, Hernández, & Martínez, 2015).

La Organización de Naciones Unidas (citado por Hervás, 2011) definió la participación comunitaria como “la creación de oportunidades accesibles a todos los miembros de una comunidad, para contribuir activamente e influenciar el proceso de desarrollo y compartir equitativamente los frutos de este desarrollo” (p. 150). Ya en 1978 se había declarado el derecho de la comunidad a la salud, la cual fue expresada por la Organización Mundial de la Salud (OMS) en el acuerdo de Alma Ata. En la misma se preconiza, entre otros aspectos, que “el pueblo tiene el derecho y el deber de participar individual y colectivamente en la planificación y aplicación de su atención de salud” (p. 3). En consecuencia, al implementarse este postulado fue necesario operativizar la *participación comunitaria* como una estrategia para reducir desigualdades, mejorar la salud y calidad de vida de las poblaciones frente al crecimiento demográfico, migración hacia las urbes, la creciente crisis económica y del sistema sanitario tradicional (OMS, 1978). Esta estrategia contenía tres elementos: orientación hacia la promoción de la salud, desarrollo de la atención primaria y logro de la participación comunitaria

(Maya, 2013; OMS, 1978). Actualmente se encuentra enmarcada en el desarrollo sostenible para una vida saludable (OMS, 2016).

La finalidad de la participación comunitaria es influir en los procesos de toma de decisiones vinculados con los intereses de los participantes, interviniendo en la planificación, gestión y control del uso de recursos de la comunidad (Van de Velde, 2015). Según Morgan (2001), la participación comunitaria puede ser interpretada desde dos perspectivas: una utilitarista, donde los gobiernos y otros sectores de la sociedad se valen de los recursos disponibles en la comunidad para compensar costos en la provisión de servicios de salud y otra, considerándola como una herramienta de empoderamiento que otorga a la comunidad un papel más activo y de mayor responsabilidad respecto de la salud de la población. Sin embargo, a pesar del tiempo transcurrido, el término aun genera respuestas ambiguas sobre los resultados alcanzados, debido a la diversidad de concepciones y modelos de participación existentes (Arnstein, 1969; Bronfman & Gleizer, 1994).

Según la Estrategia Mundial para la Salud de la Mujer, el Niño y el Adolescente, en el 2030 las personas cumplirán un rol fundamental en la mejora de su propia salud, destacando que la participación comunitaria será fundamental para lograr los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS). Esto transmite capital social a las generaciones futuras, ayudando a trazar y cumplir expectativas, fortaleciendo la participación con empoderamiento, informando, planificando, decidiendo, ejecutando y evaluando (OMS, 2015).

Actualmente, como muchos países latinoamericanos, Perú continúa en transición demográfica con segmentos poblacionales que se desplazan del campo a la ciudad. Lima capital concentra alrededor de 10 millones de pobladores de los 31,488,625 que habitan el país (Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2016) y, según el Censo Nacional de 1972, el 45,8% de residentes en Lima eran migrantes internos (Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2009). Este éxodo generó masas poblacionales asentadas bordeando la ciudad, muchos viviendo en condiciones precarias y portando costumbres propias de sus regiones de origen. Es, por tanto, imperativo promover un desarrollo sostenible desde sus propias redes comunitarias, mediante el constructo *participación comunitaria* como un

proceso sistémico.

La participación comunitaria (PC) es definida en este estudio como una piedra angular para el desarrollo sostenible de los seres humanos y sus localidades, especialmente cuando la población pertenece a estratos socioeconómicos medio bajo o bajo o por no haber superado su situación de pobreza. La PC constituye un proceso dinámico que cumple su propósito cuando la población adulta que es convocada se involucra e informa, participando en la planificación, decidiendo, ejecutando, evaluando problemas y acciones en su comunidad, coadyuvando a forjar sociedades sostenibles en base al empoderamiento.

Diversos instrumentos han sido aplicados en el extranjero a segmentos poblacionales definidos ([Federación Española de Municipios y Provincias, 2002](#); [Vergara-Lope & Hevia, 2012](#)), pero ninguno evalúa la participación comunitaria desde su actor principal el pueblo. En tal sentido, este estudio tiene como objetivo contribuir con un nuevo instrumento que evalúa la participación comunitaria para medir el desarrollo y la madurez comunitaria. Los resultados derivados de aplicar el CPC ofrecerán un diagnóstico base de la comunidad, pudiendo ser de utilidad a los gestores y actores sociales para tomar decisiones adecuadas en función de sus necesidades.

Método

Diseño de investigación

Estudio transversal de tipo instrumental ([Ato, López, & Benavente, 2013](#); [Polit & Hungler, 2003](#)).

Participantes

El universo lo constituyeron pobladores urbanos migrantes internos o sus descendientes de estratos socioeconómicos medios bajos o bajos, residentes en el distrito Villa El Salvador, Lima-Perú.

La muestra para evaluar calidad de los ítems y propiedades métricas fue calculada aplicando el criterio de [Bryant y Yarnold \(1995\)](#). El muestreo de aleatorización simple comprendió 255 pobladores de 18 a 59 años, y un promedio de 36.2 ± 10.3 años, con predominio de mujeres (72%), la mayoría con estudios secundarios (67%), sin experiencia en cargos oficiales dentro de la comunidad (91%), y con 1 a 3 hijos (69%).

Para examinar validez relacionadas con otras variables ([Muñiz, 2018](#)) se consideró otra muestra de 64 pobladores aplicándose dos autoinformes

junto al construido: el Cuestionario de Participación Cívica y la Escala de Satisfacción con la Vida; fueron descartados 13 casos por patrones atípicos de respuesta o ítems en blanco, quedando una muestra de 51.

Instrumentos

Cuestionario de Participación Comunitaria (CPC). Mide el grado de desarrollo y madurez comunitaria. Se compone de ocho dimensiones, reconocidas por la OMS ([Cardona, 2013](#); [Hervás, 2011](#)): convocatoria, involucramiento, información, planificación, decisiones, ejecución, evaluación y empoderamiento. La versión inicial fue de 42 ítems, tras el análisis de ítems y la validación quedaron 32 ítems con cinco opciones de respuesta tipo Likert (1 = nunca, hasta 5 = siempre). El CPC puede administrarse de modo individual o colectivo a pobladores adultos urbanos con nivel de escolaridad básico y competencia lectora. Los puntajes, tanto global como de las dimensiones, se obtienen por suma directa, el análisis por dimensiones muestra las partes débiles del proceso de PC. La puntuación global transformada debe permitir establecer un diagnóstico base categorizado en niveles de experiencia del poblador sobre la participación comunitaria en términos de escasa, mediana y amplia. Para evaluar la PC como proceso dinámico se tiene que valorar sus 8 dimensiones: convocatoria (3 ítems), valora la experiencia de saberse invitado por el sector público o las organizaciones sociales a una reunión para un servicio público a realizarse en su comunidad; involucramiento (7 ítems), identifica a los actores sociales comunitarios que deben implicarse con la participación comunitaria; información (4 ítems), explora conversaciones familiares y vecinales sobre servicios públicos y participación comunitaria, así como recibir información oral o escrita; planificación (3 ítems), estima la intervención personal en la toma de decisiones sobre servicios públicos en la comunidad; decisión (4 ítems), indaga la participación personal mediante opinión o el ejercicio de cargos sobre los servicios públicos en la comunidad; ejecución (3 ítems), puntúa la participación personal activa sobre los servicios públicos en la comunidad; evaluación (4 ítems), valora la participación personal en la apreciación sobre los servicios públicos en la comunidad; empoderamiento (4 ítems), califica el conocimiento de normas, leyes sobre participación comunitaria,

así como el ejercicio de sus derechos ciudadanos para el funcionamiento de los servicios públicos.

Cuestionario de participación cívica. Corresponde a una dimensión del Cuestionario de Conductas Participativas (Vergara-Lope & Hevia, 2012), como señalan sus autores este instrumento tiene por objetivo evaluar la percepción que tienen las personas sobre el derecho de participar en el fortalecimiento democrático y en la construcción de la gobernanza, es decir, en la posibilidad de involucrarse, interesarse y/o comprometerse con el bien común para ayudar, colaborar o cooperar con su grupo, comunidad, sociedad o país; específicamente la participación cívica está referida a las acciones del bien común o de interés general tales como conductas solidarias, ecológicas y de convivencia básica social. Consta de 5 ítems con tres opciones de respuestas (No, nunca; Sí, algunas veces y Sí, muchas veces). Para su uso se examinó tanto su validez como fiabilidad. La estructura factorial evidenció índices de buen ajuste (GFI = .98, SRMR = .02, NFI = .92). El alfa ordinal (.70) como el coeficiente theta de Armor ($\theta = .71$) reafirman la fiabilidad de las puntuaciones que ofrece el test.

Escala de Satisfacción con la Vida. Evalúa el juicio personal global sobre la satisfacción con la vida (Atienza, Pons, Balaguer, & García-Merita, 2000; Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985), es decir, el grado de valoración subjetiva que cada persona realiza con criterios propios sobre ítems y diversos aspectos de su vida. Consta de cinco opciones de respuesta (1 = totalmente en desacuerdo, hasta 5 = totalmente de acuerdo). Para su uso se verificaron tanto la validez (GFI = .99, SRMR = .04, NFI = .99) como la fiabilidad ($\alpha_{ordinal} = .89$, IC 95% [.84, .93], $\theta = .90$).

Resultados

Evidencia de validez basada en el contenido.

La Tabla 1 resume la evaluación de los jueces respecto a cuatro elementos de validez de contenido. El primer elemento, *definición del dominio*, evaluado en los criterios 2 y 3, presentó un índice V de Aiken de magnitud 1 (perfecto acuerdo). La *representación de dominio*, (criterios 4 y 5), evidenció valores V que indican alto acuerdo (.94) y acuerdo total (1). *Relevancia del dominio* (criterios 7 y 8) mostró índices V de .94.

Tabla 1.

Resultados de concordancia entre jueces mediante índices V de Aiken

Criterios	Acuerdo	V Aiken [IC 95%]	p
1. El formato del instrumento es adecuado para la población objetivo. PROC	16	1 [.80, 1]	0.001
2. El instrumento es consistente permitiendo dar respuesta al tema enunciado. DEF	16	1 [.80, 1]	0.001
3. El instrumento consigna las dimensiones de la variable en estudio. DEF	16	1 [.80, 1]	0.001
4. El número de ítems del instrumento es adecuado para su aplicación. REPRESE	15	.94 [.72, .99]	0.001
5. Las dimensiones, indicadores e ítems, guardan coherencia. REPRESE	16	1 [.80, 1]	0.001
6. El diseño del instrumento facilitará el análisis y procesamiento de datos. PROC	16	1 [.80, 1]	0.001
7. ¿Eliminaría algún ítem en el instrumento? RELEV	15	.94 [.72, .99]	0.001
8. ¿Agregaría algún ítem en el instrumento? RELEV	15	.94 [.72, .99]	0.001
9. El diseño del instrumento será accesible a la población de estudio. PROC	16	1 [.80, 1]	0.001
10. La redacción o frases de los ítems del instrumento son claras, sencillas y precisas. PROC	16	1 [.80, 1]	0.001

Nota: PROC = idoneidad del proceso de desarrollo de la prueba; DEF = definición del dominio; REPRESE = representación de dominio; RELEV = relevancia del dominio

Finalmente, la idoneidad del proceso de desarrollo de la prueba, evaluado en los criterios 1, 6, 9 y 10, reveló índices que denotan acuerdo total entre los jueces. Atendiendo a los criterios 4 y 7,

tres ítems fueron eliminados, quedando el CPC constituida por 39 reactivos y con evidencia satisfactoria de validez de contenido.

Análisis de Ítems

Los valores de tendencia central reflejan que existe variabilidad en la elección de las opciones de

respuesta (Tabla 2). Asimismo, tanto la asimetría como la curtosis presentaron valores dentro del rango esperado ($\pm 1,5$). Los 32 ítems que conforman el CPC evidenciaron Índices de Homogeneidad Corregida (IHC) superiores a .45, siete ítems fueron eliminados bajo este criterio.

Tabla 2.

Análisis de ítems para la escala de participación comunitaria

Ítem	<i>M</i>	95% IC	<i>DE</i>	g^1	g^2	IHC	λ
X1	2.07	[1.90, 2.25]	1.10	.54	-.71	.52	.79
X2	2.06	[1.89, 2.24]	1.11	.56	-.71	.57	.95
X3	1.98	[1.81, 2.16]	1.10	.77	-.44	.48	.61
X4	2.48	[2.30, 2.66]	1.13	.34	-.53	.53	.42
X5	2.63	[2.45, 2.81]	1.13	.13	-.70	.59	.48
X6	2.93	[2.75, 3.11]	1.11	-.11	-.56	.49	.47
X7	3.07	[2.88, 3.27]	1.23	-.28	-.78	.46	.49
X8	2.17	[2.00, 2.34]	1.08	.64	-.21	.52	.55
X9	2.47	[2.31, 2.64]	1.05	.11	-.78	.54	.88
X10	2.48	[2.32, 2.66]	1.06	.15	-.60	.59	.84
X11	2.77	[2.59, 2.96]	1.15	.10	-.56	.60	.48
X12	2.54	[2.36, 2.74]	1.20	.22	-.87	.62	.47
X13	2.47	[2.28, 2.67]	1.25	.49	-.65	.60	.44
X14	2.59	[2.42, 2.78]	1.12	.12	-.62	.51	.40
X15	2.14	[1.98, 2.31]	1.04	.54	-.32	.67	.81
X16	2.07	[1.89, 2.25]	1.11	.80	.02	.65	.96
X17	2.24	[2.06, 2.43]	1.18	.59	-.52	.67	.73
X18	2.10	[1.92, 2.28]	1.14	.76	-.22	.64	.68
X19	2.07	[1.89, 2.25]	1.15	.87	-.02	.67	.78
X20	2.22	[2.04, 2.41]	1.14	.66	-.28	.70	.80
X21	1.77	[1.61, 1.94]	1.01	1.19	.80	.56	.76
X22	2.08	[1.90, 2.27]	1.16	.86	-.13	.68	.76
X23	2.39	[2.19, 2.60]	1.27	.54	-.73	.68	.89
X24	2.63	[2.43, 2.85]	1.32	.16	-1.14	.61	.72
X25	2.03	[1.86, 2.21]	1.09	.70	-.43	.61	.78
X26	1.80	[1.65, 1.96]	.99	1.04	.31	.57	.74
X27	2.00	[1.83, 2.18]	1.10	.86	-.10	.57	.67
X28	2.59	[2.39, 2.81]	1.31	.30	-1.00	.64	.64
X29	2.41	[2.20, 2.62]	1.29	.59	-.60	.50	.42
X30	2.89	[2.69, 3.10]	1.27	.09	-.83	.54	.42
X31	2.37	[2.18, 2.57]	1.23	.49	-.77	.50	.38
X32	1.98	[1.79, 2.17]	1.18	1.08	.28	.54	.39

Nota: *M* = media aritmética; *DE* = desviación estándar; g^1 = asimetría; g^2 = curtosis; IHC= índice de homogeneidad corregida; λ = carga factorial.

Evidencias de la validez basada en la estructura interna

El análisis factorial exploratorio (AFE) obtenido con el método de máxima verosimilitud y rotación

Promax avala la existencia de 8 factores para el 69.7% de varianza total acumulada. Como se observa en la Tabla 2, las cargas de saturación fueron elevadas en todos los factores ($\lambda > .35$).

Con la muestra utilizada para el AFE, para verificar con criterios robustos la validez de constructo del CPC, se examinó el ajuste del modelo propuesto mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con método de máxima verosimilitud (Tabla 3).

El primer modelo (M1) evaluado fue el modelo inicial con 39 ítems; el cual no presentó un ajuste absoluto adecuado ($X^2_{(674)} = 1321.5$, $p < .001$) y no satisfizo las medidas de ajuste comparativo incremental y de parsimonia.

El modelo reespecificado con 32 ítems (M2) presentó adecuada calidad de ajuste, dado que los índices CFI, GFI, IFI, TLI y NFI fueron superiores a .95 (muy buen ajuste); asimismo, la medida de

ajuste parsimonioso X^2 normada como los índices SRMR y RMSEA evidenciaron muy buen ajuste ($\leq .05$).

También se examinó la presencia o no de un modelo unidimensional de segundo orden (M3) y un modelo bifactor (M4); hallándose resultados muy próximos en ambos modelos, con algunos índices de bondad de ajuste muy buenos (X^2 /gl, GFI, AGFI, NFI) y otros tolerables (CFI, TLI, IFI, RMSEA). El criterio de información de Akaike (AIC) apunta que M2 es el que mejor ajuste presenta, respecto a los otros modelos (Akaike, 1987); por tanto, se mantiene en concordancia con el modelo teórico que lo sostiene un constructo multidimensional de 8 factores.

Tabla 3.

Evaluación de los modelos según los índices de bondad de ajuste

Modelo	X^2 (p)	X^2 /gl	CFI	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	SRMR	RMSEA [IC 90%]	AIC
M1	1321.5 (.000)	1.96	.86	.77	.74	.75	.84	.86	.08	.06 [.05; .06]	1533.5
M2	584.7 (.000)	1.35	.96	.98	.97	.97	.95	.96	.05	.03 [.02; .04]	778.7
M3	826.9 (.000)	1.81	.91	.97	.96	.95	.90	.91	.06	.05 [.05; .06]	970.9
M4	785.2 (.000)	1.81	.91	.97	.99	.96	.90	.91	.06	.05 [.05; .06]	977.2

Nota: M1 = modelo inicial de 39 ítems; M2 = multidimensional; M3 = modelo unidimensional de segundo orden; M4 = modelo bifactor.

Como se aprecia en la figura 1, en el modelo multidimensional (M2) la covarianza entre los factores oscila entre .20 y .57, resultando ser menores a las cargas factoriales estandarizadas ($> .60$). Ello implica presencia de divergencia entre los factores y existencia de convergencia en las relaciones ítem y factor latente (Corral, Frías, Zaragoza, & Fraijo, 2001).

También la validez convergente se examinó a través de Average Variance Extracted (AVE), la cual fue superior a .50, con excepción del factor "involucramiento", que resultó bastante próximo al valor crítico de corte. Los valores de la raíz cuadrada de AVE (Tabla 5) se encuentran por encima de .69, lo cual fue contrastado con las

covarianzas interfactoriales del M2, siendo superiores porque la correlación interfactorial (ϕ) más alta fue de .57. Por tanto, al satisfacerse la regla $\sqrt{AVE} > \phi$, se evidencia de manera satisfactoria la validez discriminante (Fornell & Larcker, 1981).

Se analizó la invarianza estructural (equivalencia de medición) del constructo entre varones y mujeres, con la finalidad de verificar si el sexo es un factor que tendría algún impacto importante en la variabilidad de la estructura factorial del instrumento. Para esto se replicó el análisis en cada muestra. Los índices de bondad de ajuste para varones (X^2 /gl = 1.22, CFI = .946, RMSEA = .56 [.037, .072]) y para mujeres (X^2 /gl =

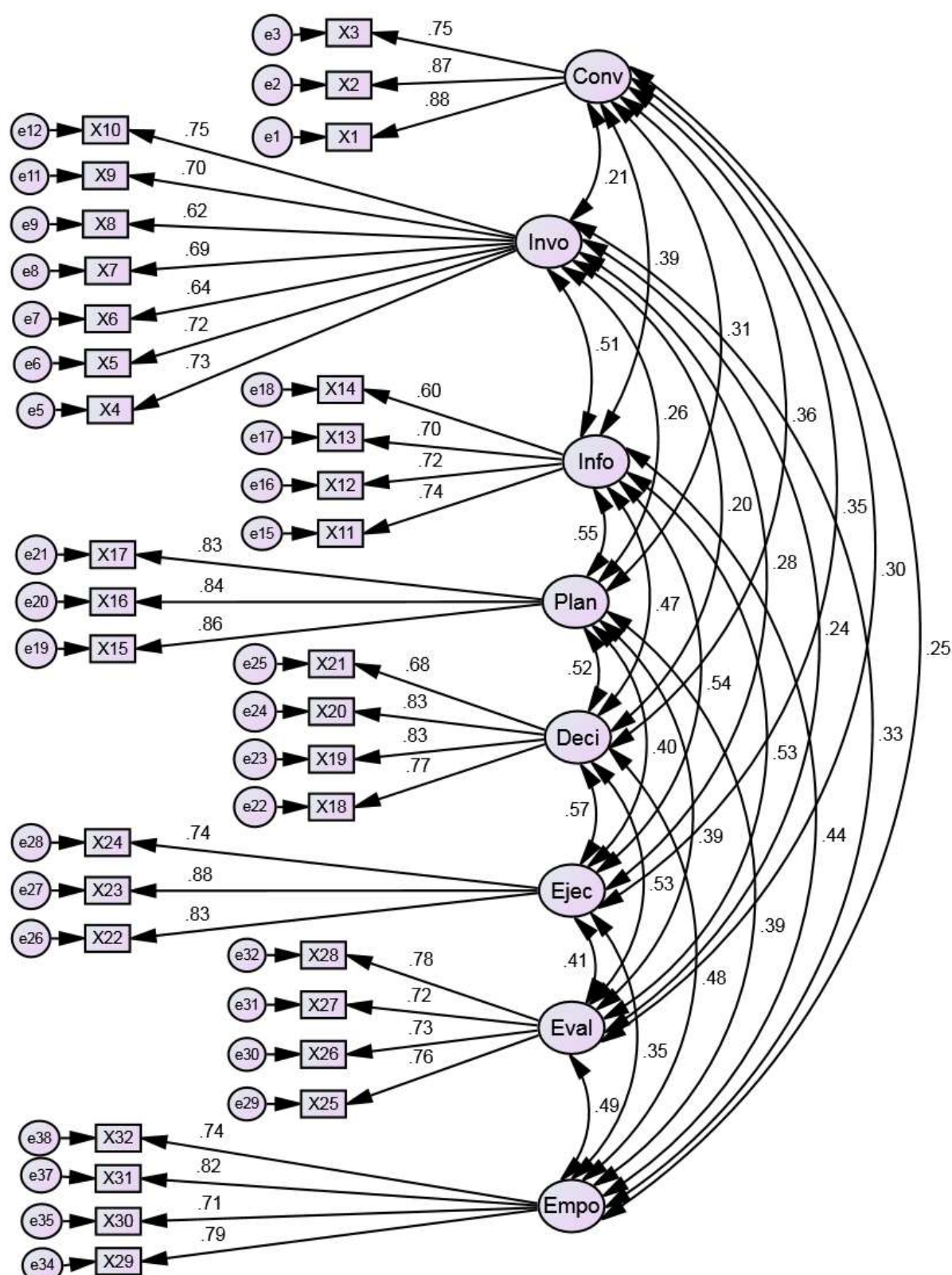


Figura 1. Modelo multidimensional de 32 ítems. Nota. Conv = convocatoria; Invo = involucramiento; Info = información; Plan = planificación; Deci = decisiones; Ejec = ejecución; Eval = evaluación; Empo = empoderamiento.

1.28, CFI = .955, RMSEA= .039 [.029, .048]) obtenida en el CFI es óptima (.009) al ser menor resultaron adecuados, porque la diferencia respecto del valor de corte ($\Delta CFI \leq .02$)

recomendado (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). También, la diferencia hallada en RMSEA se encuentra dentro del umbral apropiado (Δ RMSEA = .017), dado que la diferencia sugerida para considerar un buen ajuste no debe ser mayor al valor de corte (≤ 0.030) que se recomienda (Cheung & Rensvold, 2002). Se deduce de estos resultados que ambos grupos son invariantes a la dimensionalidad, confirmándose la estructura multidimensional del CPC en ambos grupos.

Evidencias de validez referidas al criterio

En la Tabla 4 se observan correlaciones positivas entre las puntuaciones del CPC con el Cuestionario de Participación Cívica y la Escala de Satisfacción con la Vida. De acuerdo con Barbero, Vila y Holgado (2015), el primer coeficiente de correlación corresponde a la evidencia de validez concurrente, en tanto que el segundo concierne a la validez predictiva. Para ambas correlaciones, los

valores de los IC 95% denotan fuerzas de relación entre moderada y fuerte, tamaño efecto grande (TE > .50) y probabilidad de cometer error tipo II menor a 20% ($\beta = .10$), lo cual resulta más que adecuado (Cohen, 1988).

Tabla 4.
Correlación entre participación comunitaria y variables criterio

	<i>r</i> [IC 95%]	<i>p</i>	1- β	TE
Participación cívica	.69 [.51, .81]	.000	.90	.48
Satisfacción con la vida	.64 [.45, .78]	.000	.90	.42

Nota: Los análisis se realizaron en una muestra de 51 participantes. *n* = muestra; *r* = coeficiente de correlación de Pearson; 95% IC = Intervalo de confianza al 95%; *p* = probabilidad de significancia; 1- β = potencia estadística; TE = tamaño efecto

Tabla 5.
Confiabilidad según dimensión del instrumento CPC

	α [95% IC]	θ	ω	H	FC	AVE	$\sqrt{\text{AVE}}$
Convocatoria (3 ítems)	.82 [.78, .86]	.87		.88	.87	.69	.83
Involucramiento (7 ítems)	.87 [.84, .90]	.90		.87	.86	.48	.69
Información (4 ítems)	.75 [.69, .80]	.79		.81	.80	.50	.71
Planificación (3 ítems)	.85 [.82, .88]	.90		.88	.88	.71	.84
Decisiones (4 ítems)	.85 [.81, .88]	.89		.87	.86	.60	.77
Ejecución (3 ítems)	.83 [.79, .86]	.87		.87	.85	.67	.81
Evaluación (4 ítems)	.80 [.76, .84]	.86		.83	.83	.55	.74
Empoderamiento (4 ítems)	.70 [.64, .76]	.75		.85	.85	.58	.76
Global (32 ítems)	.94 [.93, .95]	.96	.97	.98	.97		

Nota: α = alfa de Cronbach; IC = intervalo de confianza; θ = coeficiente theta de Armor; ω = coeficiente omega de McDonald; H = coeficiente H; FC = confiabilidad compuesta; AVE = Average Variance Extracted; $\sqrt{\text{AVE}}$ = raíz cuadrada de AVE.

Confiabilidad

El CPC (Tabla 5) en su versión global presenta un valor de confiabilidad alfa de Cronbach igual a .94 y, en sus dimensiones, el alfa más bajo corresponde a empoderamiento ($\alpha = .70$).

Considerando la naturaleza ordinal de los ítems, se estimaron otros coeficientes de consistencia de mayor pertinencia y precisión (Dominguez-Lara, 2016; Elosua & Zumbo, 2008; Zumbo, Gadermann, & Zeisser, 2007), los cuales presentaron resultados óptimos de confiabilidad para las puntuaciones del cuestionario, en tanto variable latente global ($\geq .96$), así como para sus

dimensiones (coeficientes por encima de .80, casi en la totalidad).

Discusión

La necesaria aproximación laboral de los profesionales, como representantes válidos de los organismos públicos prestadores de servicios hacia las comunidades, ofreciendo servicios sociales, de salud, de educación, entre otros; identifican la participación comunitaria (PC) como un umbral básico para lograr la sostenibilidad de las intervenciones profesionales previstas. Sin embargo, desde su lanzamiento mundial en Alma Ata hasta la fecha, este constructo al momento de ser puesto en práctica y muy a pesar del tiempo

transcurrido sigue presentando profundas brechas entre sus actores principales (Bronfman & Gleizer, 1994; Maya, 2013; OMS, 1978; Ramírez et al., 2015).

El cuestionario que proponemos y, siguiendo la secuencialidad de sus ocho dimensiones, pretende reivindicar el concepto de participación comunitaria como un proceso sistémico, gradual y dinámico, con potencialidad diagnóstica sobre el desarrollo y madurez comunitaria para lograr simetría en la comunicación de los actores sociales; entiéndase la comunidad y los prestadores de servicios públicos. Puede aplicarse en cualquier campo (social, laboral, educativo, de salud), sea desde un agente externo o desde la propia comunidad. Su virtud principal es que evalúa la participación comunitaria desde su actor principal, el pueblo, logrando así medir in situ el desarrollo y la madurez comunitaria, tanto de manera global como en cada una de sus dimensiones.

Como un instrumento de ejecución típica (Muñiz, Fidalgo, García-Cueto, Martínez, & Moreno, 2005), en lo tocante a la cualidad de los ítems, la versión final del CPC destaca por presentar muy buena capacidad discriminativa ($IHC > .45$).

Uno de los propósitos de todo instrumento de medición es permitir tomar decisiones a partir de las puntuaciones derivadas, tanto del ámbito profesional como de las actividades de investigación (Padilla, Gómez, Hidalgo, & Muñiz, 2006, 2007). Esto implica ofrecer evidencias de validez. Una de las evidencias que se examina en el presente trabajo, es aquella enmarcada en el enfoque de evidencia de validez basada en el contenido propuesta por Sireci y Faulkner-Bond (2014). Desde esta perspectiva, la validez de contenido está referida al “grado en que el contenido de una prueba es congruente con los propósitos de la prueba” (p. 2). Para ello se evalúan cuatro elementos de calidad: definición del dominio, representación del dominio, relevancia del dominio e idoneidad del proceso de desarrollo de la prueba, los cuales permiten evaluar el contenido de la prueba. Los hallazgos obtenidos con la V de Aiken y sus respectivos IC 95%, para los cuatro elementos, presentan magnitudes que van desde .94 (alto grado de acuerdo entre jueces) hasta valor 1 (perfecto acuerdo entre jueces). Esto quiere decir que el CPC es una prueba con adecuada operacionalización, con suficientes y adecuados ítems para evaluar el dominio, así como con ítems

relevantes para evaluar la participación ciudadana, y con evidencia favorable para respaldar el correcto proceso de elaboración del instrumento.

Otra evidencia importante con la que cuenta el CPC, es la validez de constructo, “el grado en que las relaciones entre los ítems y los componentes del test conforman el constructo que se quiere medir y sobre el que se basarán las interpretaciones” (Elosua, 2003, p. 317). Mediante procedimientos de análisis factorial exploratorio y confirmatorio se ha contrastado la estructura interna del instrumento. Las evidencias favorables respecto del primer análisis se aprecian en la varianza total acumulada (69.7%) para 8 factores, que fue superior al valor referencial sugerido para sostener la existencia de significancia práctica (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2008). Las cargas factoriales fueron superiores a .40, lo cual denota relaciones importantes (Izquierdo, Olea, & Abad, 2014; Pérez & Medrano, 2010) entre los ítems y los factores correspondientes.

Cabe destacar que, mediante el segundo procedimiento, se contrastaron 3 modelos, de los cuales el modelo multidimensional de 8 factores resultó con ajuste de mayor calidad, porque todos los índices de bondad de ajuste robustos fueron mayores a .95, para el caso de los índices basados en residuos cuadráticos como SRMR y RMSEA menores a .05. En contraste, en el modelo unidimensional de segundo orden y en el modelo bifactor, que si bien presentaron índices de ajuste robusto aceptables, los factores estudiados no son del todo homogéneos para representar con claridad la presencia de un único constructo general. Ello se da porque las cargas factoriales que corresponden al factor general son inferiores a las que corresponden a los factores específicos (Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017). Este hallazgo puede justificarse desde el punto de vista teórico bajo el cual fue diseñado el instrumento, puesto que lo que pretende identificar el instrumento primeramente es el proceso de participación comunitaria a través de sus ocho momentos (dimensiones), y en segundo lugar medir el nivel de experiencias del poblador adulto urbano sobre la participación comunitaria, que se traduce como las aproximaciones, percepciones y actitudes que adopta el poblador participante.

La estructura interna propuesta para el constructo también se confirmó con el análisis de invarianza factorial. Tomando en cuenta los criterios de Chen (2007) y Cheung y Rensvold

(2002) se encontró una equivalencia en la medición para varones y mujeres, lo cual significa que el constructo de participación comunitaria tiene el mismo significado para ambos grupos.

Otras evidencias que fortalecen al CPC son la validez divergente, convergente y discriminante, que ratifican una adecuada representación de los ítems dentro de las dimensiones. Como refiere Muñiz (2018), existen diversos procedimientos para mostrar convergencia y divergencia. En el presente trabajo, se utilizó la varianza media extraída (Average Variance Extracted - AVE), la raíz de AVE y la correlación interfactorial (ϕ). Para complementar las evidencias de validez relacionadas con criterios externos, se examinaron las correlaciones entre el test con otras dos variables: participación cívica y satisfacción con la vida. Como sostiene Muñiz (2018) “un test diseñado para medir un determinado constructo no suele estar solo en el mundo” (p.105), es necesario ofrecer evidencias “relativas a la conexión del test con distintas variables externas a él” (p.105). Como era de esperarse desde el plano teórico, entre participación comunitaria (el grado de bienestar y madurez comunitaria) y participación cívica (la posibilidad de involucrarse, interesarse y/o comprometerse con el bien común) se encontró una relación positiva con un tamaño de efecto grande, apreciándose concurrencia dada la existencia de correlación importante entre las medidas de dos constructos muy cercanos. De igual modo, se logró verificar la correlación positiva esperada entre participación comunitaria y satisfacción con la vida, para una magnitud de efecto moderado; por teoría se esperaba que los pobladores que lograron mejorar su salud, bienestar social y calidad de vida como consecuencia de su involucramiento en la participación comunitaria se sientan más satisfechos con la vida; el coeficiente de determinación permite sostener que ser partícipe en las actividades comunitarias constituye un factor regulador o predictor de sentirse satisfecho con la vida en 42%.

Con respecto a la confiabilidad de las puntuaciones del CPC, se han obtenido diversos coeficientes de consistencia interna. Al no existir tau-equivalencia, de acuerdo con Muñiz (2018) se cumple la regla: α (.94) < θ (.96) < ω (.97). Estos valores evidencian una óptima confiabilidad (Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017). En el marco del modelamiento de ecuaciones estructurales, la

confiabilidad de la variable latente es apoyada con un valor de fiabilidad compuesta de .97 y el coeficiente H (.98) que, además de confirmar aporta información sobre la óptima fiabilidad del constructo multidimensional (Domínguez-Lara, 2016).

En conclusión, el CPC es una prueba con adecuada operacionalización, con suficientes y adecuados ítems para evaluar el dominio de participación ciudadana, y con evidencias métricas favorables para respaldar las decisiones derivadas de sus puntuaciones. Entre otras posibilidades, su aplicación ofrecerá un diagnóstico base de la comunidad, siendo de utilidad a los gestores y actores sociales para tomar decisiones adecuadas en función de sus necesidades.

Una limitación del estudio podría corresponder a la presencia de más mujeres que varones, lo cual deberá equipararse a efectos de establecer las normas de interpretación. También queda como futuro estudio evaluar la participación comunitaria para así instrumentar el desarrollo y la madurez comunitaria que no se circunscribe a un tiempo limitado o jurisdicción territorial (OMS, 1978, 2015).

Referencias

- Akaike, H. (1987). Factor Analysis and AIC. *Psychometrika*, 52(3), 317-332.
- Arnstein, S. R. (1969). A ladder of citizen participation. *Journal of the American Institute of Planners*, 35(4), 216-224. doi: 10.1080/01944366908977225
- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. (2000). Propiedades Psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en Adolescentes. *Psicothema*, 12(2), 314-319.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Barbero, M. I., Vila, E., & Holgado, F. P. (2015). *Psicometría*. Madrid, España: Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- Bronfman, M., & Gleizer, M. (1994). Participación comunitaria, ¿necesidad, excusa o estrategia? O de que hablamos cuando hablamos de participación comunitaria. *Cadernos de Saúde Pública*, 10(1), 111-122.
- Bryant, F. B., & Yarnold, P. R. (1995). Principal-components analysis and confirmatory factor analysis. En L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.), *Reading and understanding multivariate statistics* (pp. 99-136). Washington, DC: American Psychological Association.

- Cardona, A. (2013). Participación ciudadana y salud: Los conceptos de participación ciudadana y participación comunitaria. En J. H. Blanco, & J. M. Maya (Eds.), *Fundamentos de Salud Pública. Tomo I Salud Pública* (pp.115-130). Medellín, Colombia: Fondo Investigaciones Biológicas.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Nueva York, *United States of America*: Academic Press.
- Corral, V., Frías, M., Zaragoza, F., & Fraijo, B. (2001). Validez convergente y divergente del comportamiento pro-ambiental: la estrategia multirasgo-multimétodo. En V. Corral (Ed). *Comportamiento proambiental. Una introducción al estudio de las conductas protectoras al ambiente* (pp. 49-61). Tenerife, España: Resma.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Domínguez-Lara, S. (2016). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 10(2), 87-94. doi: 10.21500/19002386.2134
- Domínguez-Lara, S. A., & Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Domínguez-Lara, S., & Rodríguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. doi: 10.24016/2017.v3n2.51
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los test. *Psicothema*, 15(2), 315-321.
- Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Federación Española de Municipios y Provincias. (2002). *Encuesta sobre la participación ciudadana en Ayuntamientos* (Informe de investigación). Madrid, España: Departamento de Estudios de la FEMP.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39- 50. doi: 10.2307/3151312
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2008). *Análisis Multivariante*. (5ª Ed.). Madrid, España: Prentice Hall.
- Hervás, T. A. (2011). La participación comunitaria en Salud y el Trabajo Social Sanitario. *Documentos de Trabajo Social: Revista de trabajo y acción social*, 50, 146-186.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2009). *Perú. Migraciones Internas 1993-2007*. Lima, Perú: INEI.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2016). *El Perú tiene una población de 31 millones 488 mil 625 habitantes*. Lima, Perú: INEI.
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. doi: 10.7334/psicothema2013.349
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2017). *Factor Analysis*. Tarragona, España: Universitat Rovira i Virgili.
- Martínez, M. R., Hernández, M. V., & Hernández, M. J. (2014). *Psicometría*. Madrid, España: Alianza Editorial.
- Maya, I. (2004). Sentido de comunidad y potenciación comunitaria. *Apuntes de Psicología*, 22(2), 187-211.
- Maya, J. M. (2013). Políticas internacionales en salud. En J. H. Blanco, & J. M. Maya. (Eds.), *Fundamentos de Salud Pública. Tomo I Salud Pública*. (pp. 29-47). Medellín, Colombia: Fondo Investigaciones Biológicas.
- Merino, C., & Livia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice de la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de psicología*, 25(1), 169-171.
- Morgan, L. M. (2001). Community participation health: perpetual allure, persistent challenger. *Health Policy Plan*, 16(3), 221-230.
- Muñiz, J. (2018). *Introducción a la Psicometría: Teoría clásica y TRI*. Madrid, España: Pirámide.
- Muñiz, J., Fidalgo, A. M., García-Cueto, E., Martínez, R., & Moreno, R. (2005). *Análisis de ítem*. Madrid, España: La Muralla.
- Organización Mundial de la Salud (OMS). (1978). *Atención primaria de salud*. Ginebra, Suiza: Organización Mundial de la Salud.
- Organización Mundial de la Salud (OMS). (2015). *Estrategia mundial para la salud de la mujer, el niño y el adolescente (2016-2030)*. *Sobrevivir, transformar y prosperar*. Nueva York, Estados Unidos de América: Naciones Unidas.
- Organización Mundial de la Salud (OMS). (2016). *Declaración de Shanghái sobre la promoción de la salud en la Agenda 2030 para el Desarrollo*

- Sostenible*. Shanghái, República Popular China: Secretaria de las Naciones Unidas.
- Padilla, J. L., Gómez, J., Hidalgo, M. D., & Muñiz, J. (2006). La evaluación de las consecuencias del uso de los tests en la teoría de la validez. *Psicothema*, 18(2), 307-312.
- Padilla, J. L., Gómez, J., Hidalgo, M. D., & Muñiz, J. (2007). Esquema conceptual y procedimientos para analizar la validez de las consecuencias del uso de los test. *Psicothema*, 19(1), 173-178.
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. doi: 10.30882/1852.4206.v2.n1.15924
- Polit, D. F., & Hungler, B. P. (2003). *Investigación científica en ciencias de la salud*. (6ª ed.). México, D. F.: McGraw- Hill Interamericana.
- Ramírez, M., Cabezas, H., Rieumont, E. R., Hernández, I. M., & Martínez, R. (2015). Participación comunitaria en la prevención de la leptospirosis humana: estrategia para su implementación. *Revista de Ciencias Médicas de Pinar del Río*, 19(5), 891-910.
- Sireci, S. G. (1998). The construct of content validity. *Social Indicators Research*, 45(1), 83–117. doi: 10.1023/A:1006985528729
- Sireci, S. G., & Faulkner-Bond, M. (2014). Validity evidence based on test content. *Psicothema*, 26(1), 100-107. doi: 10.7334/psicothema2013.256
- Van de Velde, H. (2015). *Participación ciudadana y políticas públicas educativas: una visión desde la cooperación genuina*. Conferencia de clausura en el V Seminario de Liderazgo para la Educación Básica, Xalapa – Veracruz, México.
- Vergara-Lope, S., & Hevia, F. J. (2012). Para medir la participación. Construcción y validación del Cuestionario Conductas de Participación (CCP). *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 57(215), 35-67. doi: 10.22201/fcpys.2448492xe.2012.215
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 21-29. doi: 10.22237/jmasm/1177992180